

# 다부문 실물경기이론에 대한 실증분석

— 1970년1월부터 1992년12월까지의 한국자료를 이용 —

강 기 춘\*

## 목 차

- I. 서 론
- II. 다부문 실물경기모형의 설정
- III. 자료에 대한 여러가지 통계적 검정
  - 1. 단위근 검정(unit root tests)
  - 2. 공적분 검정(cointegration tests)
- IV. 다부문모형(VAR모형)의 추정
  - 1. 모형(model)
  - 2. 최적시차 검정(lag length tests)
  - 3. 인과관계 검정(causality tests)
- V. 충격의 역할 및 중요성
  - 1. 충격의 역할
  - 2. 충격의 중요성
- VI. 결 론

## I. 서 론

경기변동의 원인을 밝히고자 하는 경기변동이론에서는 경기순환과정에서 나타나는 특징적인 현상들(stylized facts)을 설명함에 있어 충격과정(impulse mechanism)과 전파과정(propagation mechanism)을 분리하여 설명하고자 한다.<sup>1)</sup> 충격과정이란 경제에 주어지는 외부충격을 말하며 전파과정이란 주어진 외부충격이 경제내의 다른 부문으로 전파되어 가는 것을 말한다. 경기순환의 2가지 중요한 특징으로는 자기상관(auto-correlation)과 공동변화(comovement)가 있는데 경제의 여러분야에 걸쳐 확장과 수축이 같이 일어나는 공동변화를 충격과정과 전파과정으로 구분해 설명해 보면, 경제에 외부충격(특히, 총체적 충격)이 있을 경우 경제내 여러분야가 영향을 정도는

\* 경상대학 경제학과(Dept. of Economics, Cheju Univ., Cheju-do, 690-756, Korea)

1) Frisch(1933)가 이러한 문제를 인식하여 정식화 하였다.

다르더라도 모두 영향을 받아 공동변화를 보일 수 있다.<sup>2)</sup> 외부충격외에 경제의 여러 부문들이 생산과정에서 거래를 통해 서로 관련을 맺고 있으므로(이를 생산연관(production linkage)이라고 한다) 어느 특정부문에서의 충격이 부문간의 상호의존성으로 인해 다른 부문으로 전달되어 공동변화의 원인이 될 수 있다.

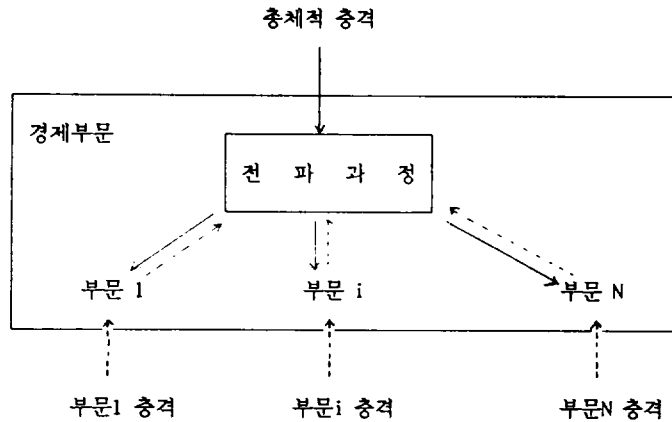
Long and Plosser(1983) 이전까지의 대부분의 연구는 경기변동에서 전과과정보다는 충격과정에 초점을 맞추어 일부문모형(one-sector model)으로 총체적 충격이 총생산의 변동을 얼마나 설명할 수 있는지가 그 연구대상이었다. 즉, 경제내 총체적 충격으로 수요측 충격인 화폐적 충격(nominal shock)과 공급측 충격인 실물적 충격(real shock)이 경기변동의 주원인이 된다고 주장하였다.<sup>3)</sup> 그러나 경제내 존재하는 전과과정을 고려하면, 총체적 충격이 부문생산(sectoral output)이나 부문생산을 집계한 총생산(aggregate output)의 변동을 모두 설명할 수 있으나 하는 의문이 생긴다. 경제가 여러부문으로 구성이 되어 있고 따라서 경제 각 부문의 상호작용에 의해 경기순환이 발생할 수 있으므로 모든 산업에 영향을 주는 총체적 충격 뿐만 아니라 어느 특정한 산업에 고유한 충격(industry-specific shock) 또는 부문충격(sectoral shock or sector-specific shock)도 부문생산이나 총생산 변동의 원인이 될 수 있다.<sup>4)</sup> 부문충격의 예를 들면, 자동차 산업이 발달하게 되면 산업의 전·후방 효과를 통하여 다른 산업에 영향을 미치고 따라서 부문생산을 집계(aggregation)해 놓은 총생산이 증가할 수 있는 것이다. 부문충격의 중요성에 대한 이론 및 실증적 연구는 Long and Plosser(1983)에 의해 시도되었는데 Long and Plosser는 총체적 충격이 없으며 상관관계가 없는 6개부문의 생산충격만을 가진 다부문모형(multi-sector model)을 설정하여 총체적 충격이 없이 부문충격만으로도 총생산의 변동을 가져온다고 주장하였다.<sup>5)</sup> 또한 Long and Plosser(1987)는 Long and Plosser(1983)의 모형을 연장하여 총체적 충격과 부문충격이 모두 있다고 보고 이들의 중요도를 살펴보았는데 산업별 생산증가율을 설명하는데 있어 총체적 충격의 역할은 별로 크지 않고 부문충격의 역할이 크다는 실증분석의 결과를 제시하였다.

이상의 논의를 그림으로 요약하여 나타내면 <그림 1>과 같다. 총체적 충격의 중요성을 강조하는 Lucas(1972)나 Kydland and Prescott(1982)은 총체적 충격만 <그림 1에 →로 표시>이 생산의 변동을 유발시킨다고 주장하는 반면 부문충격의 중요성을 강조하는 Long and Plosser(1983)는 부문충격 <그림 1에 …>로 표시>에 의해서 생산의 변동을 유발시킬 수 있다고 주장한다.

경기변동을 설명함에 있어 총체적 충격과 부문충격의 역할이 이론적으로는 모두 중요하다. 그

- 2) 따라서 외부충격이 무엇인지에 따라 경기순환이론이 나누어 지기도 한다.
- 3) Lucas(1972)는 하나의 수요충격율, Kydland and Prescott(1982)은 하나의 공급충격율 각각 주장하고 있는 반면 Blanchard and Quah(1989)와 Shapiro and Watson(1988)은 하나 이상의 총체적 충격율을 주장하였다.
- 4) 각 부문간의 상호작용을 feedback effect, trade linkage effect 또는 forward and backward linkage effect라고 한다.
- 5) 부문충격으로, 부문의 생산성충격(실물충격)을 가정하여 다부문 실물경기이론(multi-sector real business cycle theory)이라고 부른다.

러나 총체적 충격과 부문충격이 각각 어느 정도로 중요한지에 대해서는 합의가 도출되지 않고 있거나 이론적으로 말하기가 어렵기 때문에 실증적으로 분석될 수 밖에 없다. 따라서 본 연구의 목적은 경기변동을 유발시키는 여러 충격의 역할을 실증적으로 찾는 데 있다. 총체적 충격과 부문충격이 동시에 있을 경우 각 충격이 총생산이나 부문생산의 변동을 얼마나 설명할 수 있는지 즉, 각 충격의 상대적 중요도가 어떻게 되는지를 실증적으로 찾는 데 있다.<sup>6)</sup> 특히, 부문생산의 변동을 설명함에 있어 총체적 충격과 부문충격의 상대적 중요도를 한국의 자료를 이용하여 측정하고 다부문 실물경기이론으로 한국의 경기순환을 설명할 수 있는지를 밝혀보는 것이다.



〈그림 1〉 충격의 종류와 충격의 전파과정

본 연구에서는 경제 각 부분의 상호작용을 고려한 다부문모형을 설정하고 이를 벡터자기회귀 (Vector Autoregressive : VAR) 모형으로 추정한 후 예측오차의 분산분해 (variance decompositions) 을 통해 부문생산의 변동을 설명함에 있어 총체적 충격보다는 부문충격이 상대적으로 중요하다는 실증분석의 결과를 제시하였다. 이러한 결과는 미국의 자료를 이용하여 인자분석 (factor analysis) 으로 살펴 본 Long and Plosser (1987) 의 결과와 일치한다.<sup>7)</sup> 또한 총체적 충격에 대한 부문별 생산증가율의 반응의 정도는 각각 다르게 나타났는데 비금속광물제품, 나무 및 나무제품, 조립금속제품 기계 및 장비가 총체적 충격에 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 총체적 충격은 부문생산변동을 설명하는 요인이 되나 부문생산변동의 8% 내지 19%를 설명하고 있어 상당히 제한적이다.

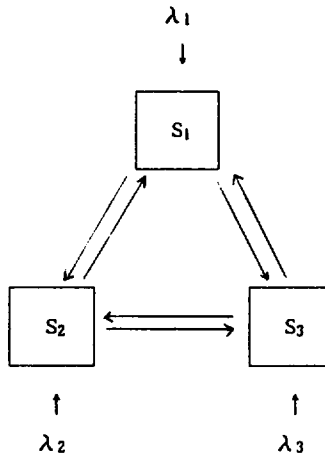
본 논문은 다음과 같이 구성된다. II 장에서는 Long and Plosser의 동태적인 최적화 문제들 3

- 6) 총체적 충격이란 모든 산업의 생산에 그 정도는 다르나 공통적으로 영향을 주는 충격을 말하고 부문 충격이란 한 산업의 생산에만 영향을 주는 충격으로 정의된다.
- 7) Dellas (1986) 는 개방경제에서의 실물경기이론(무역경기이론이라고도 불림)으로 각국의 경기순환을, 유진방 (1990) 은 같은 모형으로 한국의 경기순환을 살펴 보았는데 그 적용이 제한적이라는 실증분석의 결과를 제시하였다.

개의 부문으로 단순화시켜 개인의 선택에 근거한 이론적인 모형을 설정하고 III장에서는 모형의 추정에 앞서 자료에 대한 여러가지 통계적 검정을 해 본다. IV장에서는 VAR모형으로 다부문모형을 추정한 후 인과검정(causality tests)을 해 본다. V장에서는 여러 충격에 대해 시간의 변화에 따른 여러 생산증가율들의 반응을 충격반응 함수를 이용하여 살펴보고 부문생산의 변동을 설명함에 있어 총체적 충격과 부문충격의 상대적 중요도를 예측오차의 분산분해를 이용하여 각각 측정해 본다. 마지막으로 VI장에서는 연구의 결과를 요약하고 앞으로의 연구방향을 제시한다.

## II. 다부문 실물경기모형의 설정

본 장에서의 다부문 실물경기모형은 Long and Plosser(1983)의 다부문 동태모형을 단순화시킨 것이다.<sup>8)</sup> 한 나라의 경제는 <그림 2>와 같이 3개의 서로 다른 상품을 생산하여 서로 거래(무역)를 하는 3개 부문으로 구성되었다고 가정하자. 각 부문의 생산( $S_1, S_2, S_3$ )은 그 부문의 생산성 충격( $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ ), 노동의 투입량 그리고 다른 부문의 생산량에 의해 결정된다.



<그림 2> 3부문 모형

모형의 최적해를 구하기 위해 Long and Plosser와 같은 단순한 log 효용함수와 Cobb-Douglas 형태의 생산함수를 택하였다. 모형을 간단히 설명하면 다음과 같다.

**효용함수** : 대표적인 개인(representative agent)의 효용은 승의 모양으로 분리가 가능한 log 효용함수를 가정하고, 따라서 그의 효용은 시간에 대해 일정하고 외적인 확률충격에 영향을 받지 않는다. 그는 (2-1)식에 주어진 일생의 효용함수의 기대치를 극대화시킨다.

8) 본 논문에서의 모형과 Long and Plosser모형의 차이점은 Long and Plosser모형에서는 총체적 충격이 없기 때문에 변수간에 동시적 상관관계가 없으나 본 모형에서는 총체적 충격의 중요성을 살펴보는 것이 목적이기 때문에 총체적 충격을 명시하고 따라서 변수간의 동시적 상관관계를 인정하고 있다.

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\theta_0 \ln Z_t + \theta_1 \ln C_{1t} + \theta_2 \ln C_{2t} + \theta_3 \ln C_{3t}) \quad (2-1)$$

단,  $\theta$ 는 소비의 비율,  $Z_t$ 는  $t$ 기에 소비되는 여가의 양,  $C_t = (C_{1t}, C_{2t}, C_{3t})$ '는  $t$ 기에 소비되는 상품의 양 그리고  $\beta (0 < \beta < 1)$ 는 주관적인 할인요소를 각각 나타낸다.

생산가능함수 : 3개의 서로 다른 상품을 생산하는 생산가능함수는 (2-2-1)-(2-2-3)에 주어진 것과 같이 Cobb-Douglas 생산함수를 나타낸다.

$$Y_{1t+1} = \lambda_{1t+1} L_{1t}^{b_1} X_{11t}^{\alpha_{11}} X_{12t}^{\alpha_{12}} X_{13t}^{\alpha_{13}} \quad (2-2-1)$$

$$Y_{2t+1} = \lambda_{2t+1} L_{2t}^{b_2} X_{21t}^{\alpha_{21}} X_{22t}^{\alpha_{22}} X_{23t}^{\alpha_{23}} \quad (2-2-2)$$

$$Y_{3t+1} = \lambda_{3t+1} L_{3t}^{b_3} X_{31t}^{\alpha_{31}} X_{32t}^{\alpha_{32}} X_{33t}^{\alpha_{33}} \quad (2-2-3)$$

단,  $Y_{it+1}$ 은  $t+1$ 기에 사용가능한 상품  $i (i=1, 2, 3)$ 의 양,  $\lambda_{it+1}$ 은  $i (i=1, 2, 3)$  부문의 총요소생산성을 나타내는 외생적 확률충격,  $X_{ijt}$ 는  $t$ 기에 있어 상품  $i (i=1, 2, 3)$ 을 생산하기 위해 사용되는 상품  $j (j=1, 2, 3)$ 의 양,  $b_i$ 는 상품  $i (i=1, 2, 3)$ 의 생산에 대한 노동의 한계생산성,  $\alpha_{ij}$ 는 상품  $i (i=1, 2, 3)$ 의 생산에 대한 상품  $j (j=1, 2, 3)$ 의 한계생산성,  $L_{it}$ 는  $t$ 기에 있어 상품  $i (i=1, 2, 3)$ 를 생산하는데 사용된 노동의 양을 각각 나타낸다.<sup>9)</sup>

자원제약 : 대표적인 개인은 매기에 (2-3-1)식의 시간에 대한 제약과 (2-3-2)-(2-3-4)식의 상품에 대한 제약을 각각 가진다.

$$Z_t + L_{1t} + L_{2t} + L_{3t} = H \quad (t=0, 1, 2, \dots) \quad (2-3-1)$$

$$C_{1t} + X_{11t} + X_{21t} + X_{31t} = Y_{1t} \quad (t=0, 1, 2, \dots) \quad (2-3-2)$$

$$C_{2t} + X_{12t} + X_{22t} + X_{32t} = Y_{2t} \quad (t=0, 1, 2, \dots) \quad (2-3-3)$$

$$C_{3t} + X_{13t} + X_{23t} + X_{33t} = Y_{3t} \quad (t=0, 1, 2, \dots) \quad (2-3-4)$$

단,  $H$ 는 매기에 이용가능한 총시간,  $Y_{it}$ 는  $t$ 기의 초기에 이용가능한 상품  $i (i=1, 2, 3)$ 의 양을 각각 나타낸다.

동태적인 최적화 문제 : (2-2-1)-(2-2-3)식의 생산가능함수와 (2-3-1)-(2-3-4)식의 자원제약 식 하에서 대표적인 개인은 (2-4)식을 최대화시키는  $t$ 기의 소비-생산을 선택한다.

$$E(U|S_t) = E\left(\sum_{s=1}^{\infty} \beta^{s-t} U(C_s, Z_s) | S_t\right) \quad (2-4)$$

단,  $S_t = (Y_t, \lambda_t)$ 는  $t$ 기의 상태벡터(state vector)를 나타낸다.

만약  $V(S_t)$ 를  $E(U|S_t)$ 의 최대치로 정의하면  $V(S_t)$ 와 최적 소비-생산은 (2-5)식에 주어진

9)  $b_i$ 와  $\alpha_{ij}$ 는 양의 상수로  $b_i + \sum_{j=1}^3 \alpha_{ij} = 1 (i=1, 2, 3)$ 을 가정한다.

Bellman 방정식의 해가 되는 것으로 알려져 있다.

$$V(S_t) = \text{Max} \{U(C_t, Z_t) + \beta E[V(S_{t+1}) | S_t]\} \quad (2-5)$$

(2-5) 식의 해를 구하는 방법에는 반복방법 (iterative method) 과 추측-검정방법 (guess-and-verify method) 이 있는데 두번째 방법은  $V(S_t)$  의 해를 추측한 후 그것이 (2-5) 식의 해임을 보여주는 방법이다.<sup>10)</sup> 동태적인 최적화문제의 경우 일반적으로 해는 상태변수의 함수이므로 (2-2-1)-(2-2-3) 과 같이 Cobb-Douglas 제약과 (2-1) 과 같이 log 형태의 효용함수를 가정하면 추측된 해는 (2-6) 식과 같다.

$$V(S)_t = r_1 \ln Y_{1t} + r_2 \ln Y_{2t} + r_3 \ln Y_{3t} + J(\lambda_t) + K \quad (2-6)$$

단,  $r_1 = \theta_1 + \beta(r_1 \alpha_{11} + r_2 \alpha_{21} + r_3 \alpha_{31})$ ,  $r_2 = \theta_2 + \beta(r_1 \alpha_{12} + r_2 \alpha_{22} + r_3 \alpha_{32})$ ,  $r_3 = \theta_3 + \beta(r_1 \alpha_{13} + r_2 \alpha_{23} + r_3 \alpha_{33})$ ,  $J(\lambda_t) = \beta E(\sum_{i=1}^3 r_i \ln \lambda_{t+1} + J(\lambda_{t+1}) | \lambda_t)$ ,  $K$ 는 효용함수와 생산가능함수의 모수 (parameter) 에 영향을 받는 상수이다. 위의 동태적 최적화문제를 풀면 (2-7-1)-(2-7-3) 식의 해를 구할 수 있다.

$$L_{it}^* = \frac{\beta \lambda_i b_i}{\theta_i + \phi} H \quad (i=1, 2, 3) \quad (2-7-1)$$

$$C_{it}^* = \frac{\theta_i}{\lambda_i} Y_{it} \quad (i=1, 2, 3) \quad (2-7-2)$$

$$X_{ijt}^* = \frac{\beta \lambda_i \alpha_{ij}}{\theta_j + \delta_{ij}} Y_{jt} \quad (i, j=1, 2, 3) \quad (2-7-3)$$

단,

$$\phi = \beta \sum_{i=1}^3 \lambda_i b_i \quad (i=1, 2, 3), \quad \delta_{ij} = \beta \sum_{j=1}^3 \lambda_j \alpha_{ij} \quad (i=1, 2, 3).$$

이상의 간단한 최적해로 경기변동의 2가지 특징인 자기상관과 공동변화를 설명할 수 있다.  $t$ 기의 생산충격이 어떻게 시간을 두고 전과되어 가는 지를 예를 들어 살펴보면,  $t$ 기에 상품 1의 생산이 예상 밖으로 많으면 다음 기의 상품 1의 생산을 위해 많은 양의 상품 1이 투입될 수 있고 따라서  $t+1$ 기의 상품 1의 생산이 증가한다(자기상관). 또한  $t$ 기의 상품 1의 생산이 예상 밖으로 많으면 상품 1의 소비와 다음 기의 상품 2와 상품 3을 생산하기 위해 사용되는 상품 1의 양도 증가한다. 이렇게 되어 소비, 투입량 그리고 생산량이 같이 변하게 된다(공동변화).

이상의 최적해를 생산가능함수에 대입하면 생산량의 동태적인 변화를 알 수 있는데, 최적해를 생산가능함수에 대입하고 자연대수를 취하면 (2-8-1)-(2-8-3) 식을 얻을 수 있다.

10) 이 방법에 의하면 분석적인 해 (analytic solution) 를 주는 효용함수와 제약식의 형태에는 2가지가 있는데 선형의 제약과 2차형식의 효용함수나 Cobb-Douglas 제약과 log 형태의 효용함수가 있다. (Sargent (1987)).

$$\ln Y_{1t+1} = c_1 + \alpha_{11} \ln Y_{1t} + \alpha_{21} \ln Y_{2t} + \alpha_{31} \ln Y_{3t} + \ln \lambda_{1t+1} \quad (2-8-1)$$

$$\ln Y_{2t+1} = c_2 + \alpha_{12} \ln Y_{1t} + \alpha_{22} \ln Y_{2t} + \alpha_{32} \ln Y_{3t} + \ln \lambda_{2t+1} \quad (2-8-2)$$

$$\ln Y_{3t+1} = c_3 + \alpha_{13} \ln Y_{1t} + \alpha_{23} \ln Y_{2t} + \alpha_{33} \ln Y_{3t} + \ln \lambda_{3t+1} \quad (2-8-3)$$

단,  $c_1, c_2, c_3$ 는 효용함수와 생산가능함수의 모수(parameter)에 영향을 받는 상수이다.

(2-8-1)-(2-8-3) 식은 1차 선형확률차분방정식체계(a system of first order linear stochastic difference equation)를 나타내며 행렬표현으로 (2-9) 식과 같이 간단히 쓸 수 있다.<sup>11)</sup>

$$Y_t = C + AY_{t-1} + \epsilon_t \quad (2-9)$$

단,  $Y_t = (\ln Y_{1t} \ln Y_{2t} \ln Y_{3t})'$ ,  $C$ 는  $3 \times 1$ 의 상수항 벡터,  $A$ 는  $3 \times 3$ 의  $(\alpha_{ij})$  행렬( $i, j=1, 2, 3$ ),  $\epsilon_t = (\ln \lambda_{1t} \ln \lambda_{2t} \ln \lambda_{3t})'$ 이다.

A행렬의 원소들은 투입상품에 대한 산출상품의 탄력치를 나타내는데 A행렬의 원소들이 모두 양이면 t기에 있어 예상치 못한 어느 한 상품의 생산 증가는 t+1기의 자기 및 다른 상품의 생산 증가를 가져온다.<sup>12)</sup> A행렬은 어느 한 부문에 있어서의 생산성 충격과 같은 외적인 충격(exterior impulses)이 시간을 두고 모형내 다른 부문으로 어떻게 전파되어 가는 지를 보여주는 경제에 있어 과급경로(propagation mechanism)라 할 수 있다.

### III. 자료에 대한 여러가지 통계적 검정

관찰된 경제시계열 자료(economic time series data),  $X_t$ , 는 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$X_t = T_t \times S_t \times C_t \times R_t \quad (3-1)$$

단,  $T_t$ 는 추세요인(trend factor),  $S_t$ 계절요인(seasonal factor),  $C_t$ 는 순환요인(cyclical factor),  $R_t$ 는 불규칙요인(irregular factor)이다. 경기변동은 경제활동의 장기추세로부터의 이탈로 정의되기 때문에 경제시계열의 여러가지 요인중 장기성장추세를 나타내는 추세요인과 12개월의 주기를 가지고 반복되는 계절요인을 제거하고 남은 시계열을 이용한다.<sup>13)</sup> 계절조정이 되지 않은 자료는 여러 방법을 통하여 계절조정을 할 수 있으나 여기서는 X-11 ARIMA로 계절이 조정된 자료를

- 11). 이러한 1차 선형확률차분방정식체계를 벡터자기회귀체계(Vector Autoregressive System)라고 한다. 이 모형이 IV장의 실증분석에 이용될 것이다.
- 12). 단지 노동만이 생산에 사용되면 A는 영의 행렬이 되고, A행렬이 대각행렬이 아니 한 어느 한 부문의 경제활동은 다른 부문의 경제활동수준과 직접적인 관련을 맺고 있다. 따라서 만약 어느 j부문의 생산물이 i부문의 생산물을 생산하는데 투입물로 사용되지 않으면 A행렬의  $\alpha_{ij}$ 원소는 0이 된다.
- 13). 일반적으로 추세요인이 제거되지 않은 경제시계열을 불안정 시계열(non-stationary time series)이라고 하고 추세요인이 제거된 시계열을 안정 시계열(stationary time series)이라고 하는데 시계열 분석에서는 안정 시계열을 사용한다.

이용하였다.<sup>14)</sup>

경제시계열의 추세요인은 확정적 추세(deterministic trend)와 확률적 추세(stochastic trend)로 나누어 진다.<sup>15)</sup> 이러한 추세요인을 제거하기 위해서는 먼저 추세요인이 무엇인지를 밝혀내야 한다. Granger and Newbold(1974) 이전까지는 모든 추세를 확정적 추세로만 이해하고 회귀분석으로 확정적 추세를 제거한 안정 시계열을 분석에 이용하였다. 그러나 Granger and Newbold에 의해 지적되었 듯이 어떤 시계열이 확률적 추세를 가졌음에도 불구하고 회귀분석방법으로 확정적 추세를 제거한 후 시계열을 사용하면 표본의 수가 증가함에 따라 상관관계가 없는 변수 사이에도 마치 강한 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다. 어떤 시계열이 확률적 추세를 가지고 있으면 차분(difference)을 하여 확률적 추세를 제거할 수 있다.

본 연구에서는 광업 및 제조업을 12개로 분류한 산업생산지수(industrial production indexes:IP)계열을 사용하였다. 각각의 계열은 1985년을 100으로 한 1970년 1월부터 1992년 12월까지의 월별자료이며 자료는 한국은행「조사통계월보」에서 얻었다. 또한 전산업을 광업, 비내구재생산 제조업 그리고 내구재생산 제조업 등 3개의 산업군(industry group)으로 분류하였으며 각 산업군은 3, 4, 5 개씩의 부문(sector)을 포함하고 있다. 한편 각 부문생산이 그 산업군에서 차지하는 비중( $w_i'$ )과 총생산에서 차지하는 비중( $w_i$ )은 각각 다음의 <표 1>과 같다.

<표 1> 산업분류 및 가중치

산 업 군	부 문 및 변 수 명	$w_i$	$w_i'$
광 업 (Mining)	Coal : 석탄광업	.01931	.65859
	Ore : 금속광업	.00155	.05287
	Othermin : 기타 광업	.00836	.28854
	(합 계)		1.0
비내구재생산 제 조 업 (Non-durable)	Food : 음식료품 및 담배	.10413	.21032
	Chemicals : 화합물과 석유·석탄·고무 및 플라스틱제품	.17679	.35709
	Textiles : 섬유·의복 및 가죽	.16935	.34206
	Paper : 종이·종이제품 및 인쇄출판	.04482	.09053
(합 계)		1.0	
내구재생산 제 조 업 (Durable)	Glass : 비금속 광물제품	.03826	.0937
	Wood : 나무 및 나무제품	.01485	.0361
	Basmetal : 제1차 금속	.05324	.1299
	Fabmetal : 조립금속제품, 기계 및 장비	.2835	.6919
Otherman : 기타 제조업	.01989	.0484	
(합 계)		1.0	

14) 자료는 한국은행의 「조사통계월보」에서 얻었으며 1970년 1월부터 1992년 12월까지의 월별 자료들이 이용하였다. 월별 자료를 이용하면 분기별 자료나 연도별 자료를 이용할 때보다 변수들간의 동태적 관계를 더욱 정확하게 파악할 수 있고 또한 총체적 충격이 다음기간이 되기전에 다른 부문으로 전파되



### 1. 단위근 검정 (unit root tests)

어떤 경제시계열이 단위근(또는 확률적 추세)을 가지고 있는지를 검정하는 방법은 여러가지가 있는데 여기서는 비교적 이용하기가 쉬운 Dickey-Fuller (1979)의 단위근 검정방법과 Phillips-Perron (1988)의 단위근 검정방법을 이용하였다. Dickey-Fuller의 단위근 검정방법은 최소자승법으로 (3-2)의 회귀방정식을 추정하고  $y_{t-1}$ 의 회귀계수가 0인가 즉  $\rho=1$ 인가를 Fuller (1976, p. 373)의 임계치를 이용하여 검정하는 것을 말한다.<sup>15)</sup>

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho-1)y_{t-1} + \epsilon_t, \epsilon \sim \text{i.i.d} \quad (3-2)$$

한편 오차항이 때때로 독립적이고 동일한 분포(independently and identically distributed; i.i.d)의 가정을 충족시키지 못할 경우가 있다. 이때는 (3-3)식과 같이  $y_t$ 의 차분변수의 시차변수를 설명변수로 포함시키면 백색잡음(white noise)인 오차항을 얻을 수 있는데 이를 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정방법이라 한다. 이 방법은 (3-2)의 식에 설명변수를 추가했기 때문에 1차 자기회귀모형에서는 과다추정(over-parameterization)의 문제가 발생하지만 2차 이상의 자기회귀모형의 경우는 적합한 모형설정이 된다. ADF 검정은 (3-3)식에서  $\rho=1$ 이라는 귀무가설을 검정하는 것이다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho-1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \tau_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t, \epsilon \sim \text{i.i.d} \quad (3-3)$$

한편 ADF 검정방법은 모수인 p에 영향을 받기 때문에 이에 영향을 받지 않고 자료의 상관관계와 이분산(heteroscedasticity)까지도 어느정도 허용하는 또 다른 단위근 검정방법이 Phillips-Perron에 의해 개발되었다. 단위근의 검정을 위해 Phillips-Perron은 네개의 통계량을 제시하였는데 모두 Fuller (1976, p. 371과 373)의 임계치를 이용하면 된다.<sup>17)</sup>

<표 2>는 12개 산업별 생산지수의 로그치에 대한 Dickey-Fuller (DF), Augmented Dickey-Fuller (ADF)와 Phillips-Perron (PP)의 단위근 검정 결과를 각각 나타내고 있다. 기타 광업과 비금속광물제품을 제외하고는 모든 시계열에 단위근이 있는 것으로 나타났다. 따라서 확률적 추세를 제거하기 위해서는 차분을 해야하는데 모든 시계열들이 로그로 표시되어 있으므로 확률적

어 버릴 가능성을 줄일 수 있다.

15) 확률적 추세를 가진 시계열을 단위근 (unit root)을 가진 시계열이라고 한다.

16) 추세항이 있는 경우 ( $\tau_i$ ) 표본의 크기 250일때 각 유의수준에 대한 임계치는 다음과 같다.

0.01	0.05	0.01
-3.99	-3.43	-3.13

17) 그 중 2개의 통계량의 임계치(표본의 크기가 250일때)는 다음과 같다.

유의수준	$Z(\hat{\alpha})$	$Z(\hat{\rho})$
0.01	-28.4	-3.99
0.05	-21.3	-3.43
0.1	-18.0	-3.13

추세를 제거한 안정적 시계열은 전월비 생산증가율의 근사치가 된다.

(표 2) 단위근 검정(1970년 1월 ~ 1992년 12월)

Sector	DF ( $\hat{\tau}_i$ )	ADF ( $\hat{\tau}_i$ ) <sup>a</sup>	Z( $\hat{\alpha}$ ) <sup>b</sup>	Z( $t\hat{\alpha}$ )
Mining				
Coal	-1.09	-0.11	0.19	0.07
Ore	-2.16	-1.44	-5.52	-1.30
Othemim	-5.21**	-3.98*	-37.27*	-4.86**
Non-durable				
Food	-2.30	-1.75	-5.29	-1.61
Chemicals	-2.35	-1.58	-5.52	-1.70
Textiles	-1.44	-1.10	-2.06	-1.45
Paper	-4.22**	-2.76	-21.20*	-3.61*
Durable				
Glass	-5.67**	-4.38**	-46.56**	-5.72**
Wood	-3.09	-2.44	-14.17	-2.66
Basmetal	-1.71	-0.97	-2.00	-0.98
Fabmetal	-1.97	-1.23	-4.18	-1.39
Otherman	-1.84	-1.26	-5.13	-1.25

<sup>a</sup>1차 자기상관 조정(p=1)이 ADF 검정에 이용되었다.

<sup>b</sup>네개의 시차가 PP 검정에 이용되었다.

\*, \*\*, \*\*\*는 10%, 5%와 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

## 2. 공적분 검정 (cointegration tests)

Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분의 통계적 정의는 다음과 같다. 개별적으로는 단위근을 갖는 불안정한 시계열이지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 공적분 관계라고 한다. 이러한 공적분의 경제적인 의미는 변수들 사이에 장기적으로 안정적인 균형관계(long-run equilibrium relation)가 있다는 것이다. 다시 말해서 한 변수가 어떤 이유에서 공적분 관계에 있는 다른 변수와 안정관계가 깨질 경우 이 상태가 장기간 지속되지 않고 반드시 이전의 안정적인 관계로 회귀한다는 것이다. 따라서 단위근을 가진 시계열 변수 사이에 공적분 관계가 있는지를 검정하는 것은 경제적으로 이들 변수 사이에 안정적인 균형관계가 있는지를 검정하는 것이 된다. 한편 Engle and Granger는 만일 단위근을 갖는 시계열들이 공적분 관계를 가질 경우 일차 차분된 변수들로 구성되는 VAR모형은 존재할 수 없다는 것을 증명하였다.

공적분 검정방법은 다음과 같다. 각각 단위근을 가진 두 변수  $y_t$ 와  $x_t$ 에 대해 제1단계로 식 (3-4)를 최소자승법으로 추정한 후 제2단계로 잔차항  $\epsilon_t$ 에 대해서 식 (3-5)와 같이 단위근 검정을 한다.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \epsilon_t \tag{3-4}$$

$$\Delta \epsilon_t = \rho_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \rho_{1+i} \Delta \epsilon_{t-i} + e_t \quad (3-5)$$

만일 잔차항이 단위근이 없는 안정적인 시계열로 판정되면 두 변수 사이에는 공적분 관계가 성립하며 벡터  $(1, -\beta)$ 를 공적분 벡터(cointegrating vector)라고 한다. 두 변수간의 공적분 검정은 Engle and Granger의 검정방법과 Engle and Yoo(1987)의 검정방법을 이용할 수 있다. Engle and Yoo의 공적분 검정방법에 의하면 2변수 이상 5개 변수까지만 공적분 존재유무를 검정할 수 있다. 다음 장의 다부문모형은 3개의 변수로 구성이 되어 있어 Engle and Yoo의 방법에 의해 3개 변수사이의 공적분 검정을 행하면 된다.

<표 3>은 각 방정식체제별로 실시한 세변수 공적분 검정(trivariate cointegration tests)의 결과를 나타내고 있다.<sup>18)</sup> DF 검정에 따르면 음·식료품 및 담배와 섬유·의복 및 가구를 제외하고는 공적분 관계가 있는 것으로 나타났고 ADF 검정에 따르면 석탄광업과 기타광업을 제외하고는 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다. DF 검정방법과 ADF 검정방법이 상이한 결과를 주어 어느 검정방법이 적합한 지를 결정하기 위하여 잔차항의 자기상관여부를 살펴 보니 자기상관이 있는 것으로 나타나 자기상관을 조정해 준 ADF 검정이 적합한 것으로 결정하였다. 따라서 모든 방정식

<표 3> 세변수 공적분 검정(1970년 1월 ~ 1992년 12월)

System <sup>a</sup>	DF	ADF <sup>b</sup>	DF <sup>c</sup>	ADF <sup>c</sup>
Mining				
(Coal, I, A)	-7.41**	-4.23*	-5.72**	-3.30
(Ore, I, A)	-5.25**	-3.07	-3.20	-2.10
(Othemine, I, A)	-8.18**	-4.94**	-5.92**	-3.45
Non-durable				
(Food, I, A)	-2.98	-2.42	-3.75*	-2.52
(Chemicals, I, A)	-4.06*	-2.10	-3.69*	-2.29
(Textiles, I, A)	-3.45	-2.35	-3.49	-2.54
(Paper, I, A)	-4.48**	-3.06	-3.48*	-2.55
Durable				
(Glass, I, A)	-4.40**	-2.93	-4.39**	-2.93
(Wood, I, A)	-3.82*	-2.84	-3.95*	-2.91
(Basmetal, I, A)	-4.60**	-3.41	-4.53**	-3.36
(Fabmetal, I, A)	-4.17*	-3.13	-4.63**	-3.53*
(Otherman, I, A)	-3.81*	-2.68	-3.98*	-2.75

<sup>a</sup>I와 A는 산업생산과 총생산을 각각 나타낸다.

<sup>b</sup>네개의 시차가 ADF 검정에 이용되었다.

<sup>c</sup>제1단계 추정에서 시간 추세치를 설명변수로 포함시켰을 경우를 나타낸다. 즉,  $y_t = \alpha + \beta t + \gamma x_t + \epsilon_t$ .

\*, \*\*, \*\*는 10%, 5%와 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

18) 200개의 자료로 세 변수간의 공적분 검정의 각 유의수준에 따른 임계치는 다음과 같다. (Engle and Yoo, p.157-158)

	1%	5%	10%
DF	-4.35	-3.78	-3.47
ADF	-4.34	-3.78	-3.51

체제는 공적분 관계가 없는 것으로(즉, 부문생산, 산업생산, 총생산 사이에 공통적이고도 지속적인 요인이 없는 것으로) 결론을 내렸다. 이러한 결론으로 차분된 변수로 구성된 VAR 모형을 이용하는 데는 Engle and Granger가 지적한 것과 같은 어려움이 없다.

## IV. 다부문모형 (VAR모형)의 추정

### 1. 모형 (model)

동태적 최적화문제의 결과로 나온 (2-9)식의 방정식 체계는 Sims(1980)에 의해 개발된 VAR 모형의 하나로 3변수로 구성된 VAR 모형(trivariate VAR model)이 된다.<sup>19)</sup> p차의 시차를 허용하면 (2-9)식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = C + A(L)Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4-1)$$

단,  $Y_t = (Y_{1t} \ Y_{2t} \ Y_{3t})'$ ,  $A(L)$ 은 p차의 시차다항식을 나타낸다.

(2-9)식의 시차가 1인 VAR 모형과 (4-1)식의 시차가 p인 VAR 모형은 서로 다른 것 같으나 그렇지 않다. (2-9)식의 시차가 1인 모형은 상품을 생산하는 데 1기만이 소요된다고 가정한 결과이므로 상품을 생산하는데 p기가 걸린다고 가정하면 (4-1)식과 같이 시차가 p인 모형을 얻을 수 있다.<sup>20)</sup>

본 논문의 중요한 목적이 총체적 충격으로 부문에 있어서의 경기변동이 발생하는지 아니면 부문충격으로 부문의 경기변동이 생기고 부문을 집계한 총생산에 있어 경기 변동이 발생하는지를 실증적으로 찾는 데 있다. 현실적으로는 경제에 많은 부문(예를 들어 N)이 있지만 모든 부문을 VAR 모형에 포함시켜 분석하기는 어렵다. 경제에 있어 부문의 수(N)가 많아지고 시차(p)가 많아 질수록 VAR 모형에서 추정해야 할 모수의 수가 많아져 많은 수의 관측치가 요구된다. 따라서 모형이 추정되기 위해서는 VAR 모형에 제약이 가해져야 한다. 본 논문에서는 여러 부문(sector)을 집계하여 산업군(industry)으로 만들고 같은 산업군에 속한 부문들 사이에 외부충격에 대한 공통적인 파급경로(a common transmission mechanism)가 있다고 가정하였다.

어느 한 부문 또는 산업군에 주어진 충격이 총생산의 변동을 가져오는 데는 feedback 효과와 집단영향(collective impact) 등 2개의 경로(channel)가 있다. 총생산은 부문 또는 산업군생산에 해당 가중치를 곱하여 합한 것이기 때문에 집단영향이란 부문 또는 산업군의 충격의 영향을 단순히 집계한 것이다. feedback 효과란 어느 한 부문 또는 산업군에 주어진 충격이 다른 부문 또는

19) 실증분석에 많이 사용되는 대표적인 시계열 모형인 VAR 모형은 경제이론에 근거하지 않은 모형이라는 비판도 있으나 본 논문에서 보여주듯이 대표적인 개인의 최적화 결과 VAR 모형이 나올 수 있다.

20) 시차가 1인 모형에서는 조정비용(cost of adjustment)이 없다고 가정한 것이다. 그러나 외부충격에 대해 재계약(recontracting), 수송(transportation) 그리고 자본(capital) 등을 조정해 나간다면 시차가 p인 모형을 얻을 수 있다.

산업군에 영향을 미치는 전파경로(propagation mechanism)를 말한다. feedback이 있는 것은 부문간에는 서로 투입-산출의 관계나 부문간 무역 등으로 연결이 되어 있기 때문이다. 본 논문에서는 feedback 효과를 통한 충격의 파급경로에 관심이 있기 때문에 집단영향은 제거를 해야 하는데 여기서는 부문생산의 변동을 총생산이나 산업생산으로부터 구별해 내기 위해서 부문의 순생산과 산업군의 순생산을 계산함으로써 집단영향을 제거하였다.<sup>21)</sup> 다시 말하면, 어느 한 부문의 생산은 산업생산이나 총생산에 포함시키지 않았는데 그 이유는 부문생산에 있어서의 feedback 효과를 산업생산이나 총생산에 있어서의 feedback 효과와 구별하기 위해서이다. 경제를 광업, 비내구재생산 제조업, 내구재생산 제조업의 3개의 산업군으로 나누고 3개의 산업군은 12개의 부문으로 더욱 세분화시켰다. 각 부문은 자기가 속한 산업군의 다른 부문과 교역을 하고(inter-industry trade) 또한 다른 산업군에 속한 다른 부문들과도 교역을 한다(intra-industry trade). I 산업군에 속한 i부문을 예로 들어보면, (4-1)식에 있어서  $y_{1t}$ 는 전체생산에 I 산업의 생산을 차감한 순총생산,  $y_{2t}$ 는 I 산업( $i=1, 2, 3$ )의 생산에서 i 부문의 생산을 차감한 순산업생산 그리고  $y_{3t}$ 는 부문생산을 각각 나타낸다고 볼 수 있다. 이에 따라 (4-2-1)-(4-2-3) 같이 3개의 방정식을 나타낼 수 있다.

(총생산 방정식)

$$y_{1t} = c_1 + \sum_{j=1}^p \alpha_{11j} y_{1t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{12j} y_{2t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{13j} y_{3t-j} + \epsilon_{1t} \quad (4-2-1)$$

(산업생산 방정식)

$$y_{2t} = c_2 + \sum_{j=1}^p \alpha_{21j} y_{1t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{22j} y_{2t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{23j} y_{3t-j} + \epsilon_{2t} \quad (4-2-2)$$

(부문생산 방정식)

$$y_{3t} = c_3 + \sum_{j=1}^p \alpha_{31j} y_{1t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{32j} y_{2t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{33j} y_{3t-j} + \epsilon_{3t} \quad (4-2-3)$$

단,  $E(\epsilon_{1t}) = E(\epsilon_{2t}) = E(\epsilon_{3t}) = 0$ ,  $E(\epsilon_{1t}^2) = \sigma_1^2$ ,  $E(\epsilon_{2t}^2) = \sigma_2^2$ ,  $E(\epsilon_{3t}^2) = \sigma_3^2$ ,  $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t})'$  은 자기상관은 되어 있지 않으나(serially uncorrelated) 동시적으로는 상관관계가 있을 수 있다(contemporaneously correlated). 순총생산인  $y_{1t}$ , 순산업생산인  $y_{2t}$  그리고 부문생산인  $y_{3t}$ 는 각각  $y_{1t} = \sum_{j=S+1}^N w_j s_{jt}$ ,  $y_{2t} = \sum_{j=1}^S w_j s_{jt}$  ( $j \neq i$ ),  $y_{3t} = w_i s_{it}$  로 정의되고  $w_i$ 는 총생산에서 차지하는 부문생산의 비중으로 순총생산과 순산업생산을 계산하는데 사용되며 그 비중은 <표 1>에 나타나 있다.  $y_{1t}$ ,  $y_{2t}$ ,  $y_{3t}$ 를 각각  $A_t$ ,  $I_t$ ,  $S_t$  라고 하면 (4-2-1)-(4-2-3)식은 다음의 (4-3)식과 같은 3변수로 구성된 VAR 모형이 된다.

21) 경제를 12개의 부문으로 나누고 각 부문은 광업, 비내구재생산 제조업, 내구재생산 제조업의 3개의 산업군에 각각 포함시켰다. 따라서 석탄광업을 예로 들면 부문의 생산은 석탄광업의 생산이 되고 산업생산은 광업중 석탄광업을 제외한 금속광업과 기타광업의 합이 되고 총생산은 전체생산에서 광업생산을 제외한 비내구재 및 내구재 제조업생산의 합으로 표시된다.

$$\begin{bmatrix} A_t \\ I_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}(L) & \alpha_{12}(L) & \alpha_{13}(L) \\ \alpha_{21}(L) & \alpha_{22}(L) & \alpha_{23}(L) \\ \alpha_{31}(L) & \alpha_{32}(L) & \alpha_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A_{t-1} \\ I_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{at} \\ \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix} \quad (4-3)$$

단,  $\alpha_{11}(L), \dots, \alpha_{33}(L)$ 은 시차 연산자  $L$ 의  $p$ 차 다항식이다. 이 식을 이용하여 다부문모형을 추정하고 인과검정, 충격반응함수, 예측오차의 분산분해 등을 하게 된다.

**오차항의 구조 :** VAR 모형이 비판을 받고 있는 것 중의 하나가 동시적인 상관관계가 있는 오차항을 서로 독립인 오차로 만드는(이를 직교화(orthogonalization)한다고 한다.) 방법인 Choleski 분해방법이 너무 자의적(ad hoc)이라는 것이다. 잔차항의 분산-공산분 행렬이 (4-4) 식과 같다고 하자.

$$E(\varepsilon \varepsilon') = \Sigma \quad (4-4)$$

단,  $\Sigma$ 는 동시적 상관관계로 인한 비대각 대칭행렬(non-diagonal symmetric matrix)이다. 충격 반응함수와 예측오차의 분산분해를 위해서는 서로 독립(직교)인 오차항이어야 하기 때문에 VAR 잔차항의 동시적 상관관계를 명시적으로 나타내어야 한다. 가장 많이 사용되는 오차항의 분해방법은 오차항을 순차적으로 나열하여 서로 독립인 오차항을 만드는 방법인 Choleski 분해방법이다. 본 논문에서도 이 방법을 이용하는데 오차항의 순서를 잘 배열하면 의미있는 분해가 될 수 있어 자의적인 분해방법이라는 비판을 어느 정도 피할 수 있다.<sup>22)</sup> 첫번째의  $\varepsilon_{at}$ 는 산업생산과 부문생산에 모두 영향을 주는 총체적 충격으로, 두번째의  $\varepsilon_{it}$ 는 부문생산에 영향을 주는 산업충격으로 그리고 세번째  $\varepsilon_{st}$ 는 부문에 고유한 부문충격으로 볼 수 있다. Choleski 방법으로 오차항을 분해한다는 것은 (4-5-1)-(4-5-3)식을 추정한다는 것을 말한다.

$$\varepsilon_{at} = e_{at} \quad (4-5-1)$$

$$\varepsilon_{it} = a_{11} e_{at} + e_{it} \quad (4-5-2)$$

$$\varepsilon_{st} = a_{21} e_{at} + a_{22} e_{it} + e_{st} \quad (4-5-3)$$

단,  $e_{at}, e_{it}, e_{st}$ 는 서로 독립인 교란항이다. 이렇게 충격들을 배열하면 총체적 충격은 산업과 부문생산에 즉각적으로 영향을 주고 산업충격과 부문충격이 총생산에 영향을 주는데는 최소한 1기가 걸리고 부문충격이 산업생산과 다른 부문의 생산에 영향을 주는데도 최소한 1기가 걸린다.

## 2. 최적시차 검정 (lag length tests)

VAR형을 이용하는데 있어서 중요한 문제의 하나는 모형내 시차를 몇개로 하느냐 하는 것인데 너무 적은 시차를 택하면 모형의 동태적인 관계를 제대로 파악하지 못하고 너무 많은 시차를 택

22) 조하현(1990)은 Choleski 분해방법의 대안으로 오차분해방법(error decomposition method)을 제시 하였는데 여기서는 그 방법보다는 변수의 적당한 배열을 통한 Choleski 분해방법이 더 적합하다.

하게 되면 과다추정(over-parameterization)과 자료의 손실이라는 문제가 발생하게 된다. Sims (1980)에 의해 제시된 수정우도비검정(modified likelihood ratio test)를 이용하여 최적시차를 정할 수 있는데 Sims가 제시한 수정된 통계량,  $L(T)$ , 는 다음과 같다.

$$L(T) = (T - c) (\ln|\sum_r| - \ln|\sum_u|) \quad (4-6)$$

단,  $T$ 는 관측자료의 수,  $c$ 는 수정항으로 모형내 제약이 가해지지 않은 각 방정식의 변수의 개수와 같고,  $\sum_r$  과  $\sum_u$  는 각각 제약이 가해진 모형과 제약이 가해지지 않은 모형의 잔차항의 공분산 행렬이다. 귀무가설하에서  $L(T)$ 는 제약된 수의 자유도를 가진  $\chi^2$ -분포를 따른다. <표 4>는 최적시차구조 검정의 결과를 나타내고 있는데 12개의 시차까지는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타나 모형의 추정에 과거 12개월까지의 시차가 포함되었다.

<표 4> 최적시차 검정(1970년 1월 ~ 1992년 12월)

System <sup>a</sup>	3vs. 6	6vs. 9	9vs. 12	6vs. 12
<b>Mining</b>				
(Coal, I, A)	50.3(0.00)	47.8(0.01)	40.7(0.04)	90.3(0.00)
(Ore, I, A)	43.8(0.02)	34.2(0.16)	45.7(0.01)	79.1(0.01)
(Othermin, I, A)	55.0(0.00)	52.3(0.00)	42.1(0.03)	93.1(0.00)
<b>Non-durable</b>				
(Food, I, A)	48.8(0.01)	41.4(0.04)	37.4(0.09)	73.1(0.04)
(Chemicals, I, A)	44.6(0.02)	39.2(0.06)	29.0(0.36)	65.5(0.14)
(Textiles, I, A)	42.4(0.03)	42.6(0.03)	33.2(0.19)	72.3(0.04)
(Paper, I, A)	50.3(0.00)	37.7(0.08)	29.7(0.33)	63.2(0.18)
<b>Durable</b>				
(Glass, I, A)	46.8(0.01)	52.1(0.00)	36.2(0.11)	85.7(0.00)
(Wood, I, A)	50.4(0.00)	43.0(0.03)	36.2(0.11)	72.6(0.04)
(Basmetal, I, A)	55.0(0.00)	62.6(0.00)	42.3(0.03)	100.6(0.00)
(Fabmetal, I, A)	54.3(0.00)	62.2(0.00)	40.5(0.04)	97.4(0.00)
(Otherman, I, A)	46.0(0.01)	35.0(0.14)	49.5(0.01)	82.4(0.01)

<sup>a</sup> I와 A는 산업생산과 총생산을 각각 나타낸다.

<sup>b</sup> 숫자는  $L(T)$ 의 값을, 괄호 안의 숫자는 유의수준을 각각 나타낸다.

### 3. 인과관계 검정 (causality tests)

Granger (1969)는 예측오차를 이용하여 인과(causality)라는 개념을 제시하였다. 만약  $Y$ 의 과거 정보만 가지고  $Y$ 를 예측할 때 보다  $X$ 와  $Y$ 의 과거 정보를 이용하여  $Y$ 에 대한 예측을 더욱 잘 할 수 있으면  $X$ 는  $Y$ 의 원인변수가 된다고 본다. 다시 말해서,  $X$ 의 과거 정보를 가지고  $Y$ 에 대한 예측오차를 줄일 수 있으면  $X$ 는  $Y$ 의 원인변수라고 본다.

한편 Sims (1972)는 (4-7) 식의 시차회귀모형에서  $b_j = 0$  (모든  $j < 0$ ) 일 때만이  $Y$ 가  $X$ 의 원인변수가 되지 않는다는 것을 보였다.

$$Y_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} b_j X_{t-j} + u_t \quad (4-7)$$

그러나 실제로 검정할 때는, Granger 인과검정 방법은 Y를 Y의 시차변수 및 X의 시차변수로 회귀식을 추정하여 X의 시차변수들의 결합검정(joint test)을 하는 반면 Sims 인과검정 방법은 X를 Y의 과거, 현재 및 미래의 변수로 회귀식을 추정하여 Y의 미래변수들의 결합검정을 한다. 여기서는 Granger의 방법으로 인과관계를 검정하였다. (4-3)식에 주어진 것과 같은 3변수로 구성된 VAR 모형으로 다음의 3종류의 일방적 인과검정(unidirectional causality tests)을 각각 해 보았다. 예를 들어, 부문생산에서의 인과검정은 다음과 같다.

- ①  $\alpha_{31}(L) = 0$ 일 때만 총생산변동은 부문생산변동의 원인변수가 되지 못한다.
- ②  $\alpha_{32}(L) = 0$ 일 때만 산업생산변동은 부문생산변동의 원인변수가 되지 못한다.

한편, 산업생산에서의 인과검정은 다음과 같다.

- ①  $\alpha_{21}(L) = 0$ 일 때만 총생산변동은 산업생산변동의 원인변수가 되지 못한다.
- ②  $\alpha_{23}(L) = 0$ 일 때만 부문생산변동은 산업생산변동의 원인변수가 되지 못한다.

마지막으로, 총생산에서의 인과검정은 다음과 같다.

- ①  $\alpha_{12}(L) = 0$ 일 때만 산업생산변동은 총생산변동의 원인변수가 되지 못한다.
- ②  $\alpha_{13}(L) = 0$ 일 때만 부문생산변동은 총생산변동의 원인변수가 되지 못한다.

<표 5> - <표 7>은 과거 시차를 12로 했을 경우 위의 3종류의 일방적인 인과검정의 결과를 나타내 주고 있다. 부문생산에서의 인과검정의 결과를 보면 예상했던 것처럼 제1차급속을 제외한

<표 5> 부문생산에서의 인과성 검정(1970년 1월 ~ 1992년 12월)

System <sup>a</sup>	Aggregate <sup>b</sup>	Industry	Sector
<b>Mining</b>			
(Coal, I, A)	2.07 (0.02)	1.51 (0.12)	4.96 (0.00)
(Ore, I, A)	1.74 (0.06)	1.60 (0.09)	4.09 (0.00)
(Othermin, I, A)	1.57 (0.10)	2.14 (0.02)	3.40 (0.00)
<b>Non-durable</b>			
(Food, I, A)	1.30 (0.22)	1.29 (0.22)	3.37 (0.00)
(Chemicals, I, A)	0.36 (0.97)	1.90 (0.04)	3.66 (0.00)
(Textiles, I, A)	0.80 (0.65)	1.00 (0.45)	1.66 (0.08)
(Paper, I, A)	0.36 (0.98)	1.17 (0.30)	4.33 (0.00)
<b>Durable</b>			
(Glass, I, A)	3.47 (0.00)	1.20 (0.29)	1.89 (0.04)
(Wood, I, A)	2.58 (0.00)	1.19 (0.29)	3.45 (0.00)
(Basmetal, I, A)	1.18 (0.30)	1.66 (0.08)	1.20 (0.29)
(Fabmetal, I, A)	1.16 (0.31)	1.32 (0.21)	4.02 (0.00)
(Otherman, I, A)	1.57 (0.10)	1.13 (0.34)	3.69 (0.00)

<sup>a</sup>I와 A는 산업생산과 총생산을 각각 나타낸다.

<sup>b</sup>숫자는 F-의 통계량의 값을, 괄호 안의 숫자는 유의수준을 각각 나타낸다.



〈표 6〉 산업생산에서의 인과성 검정 (1970년 1월 ~ 1992년 12월)

System <sup>a</sup>	Aggregate <sup>b</sup>	Industry	Sector
Mining			
(Coal, I, A)	1.78 (0.05)	2.98 (0.00)	2.03 (0.02)
(Ore, I, A)	2.16 (0.01)	3.12 (0.00)	0.61 (0.83)
(Othermin, I, A)	2.32 (0.01)	5.29 (0.00)	1.59 (0.09)
Non-durable			
(Food, I, A)	0.63 (0.82)	2.57 (0.00)	2.12 (0.02)
(Chemicals, I, A)	0.87 (0.58)	3.83 (0.00)	0.20 (0.99)
(Textiles, I, A)	0.71 (0.74)	5.05 (0.00)	2.59 (0.01)
(Paper, I, A)	0.61 (0.83)	3.16 (0.00)	1.58 (0.09)
Durable			
(Glass, I, A)	2.18 (0.01)	3.10 (0.00)	1.61 (0.09)
(Wood, I, A)	1.95 (0.03)	2.83 (0.00)	1.11 (0.36)
(Basmetal, I, A)	1.87 (0.04)	3.84 (0.00)	2.77 (0.00)
(Fabmetal, I, A)	3.40 (0.00)	1.90 (0.08)	1.62 (0.09)
(Otherman, I, A)	2.02 (0.02)	3.04 (0.00)	1.22 (0.27)

<sup>a</sup>i와 A는 산업생산과 총생산을 각각 나타낸다.

<sup>b</sup>숫자는 F-의 통계량의 값일, 괄호 안의 숫자는 유의수준을 각각 나타낸다.

〈표 7〉 총생산에서의 인과성 검정 (1970년 1월 ~ 1992년 12월)

System <sup>a</sup>	Aggregate <sup>b</sup>	Industry	Sector
Mining			
(Coal, I, A)	2.99 (0.00)	0.84 (0.61)	1.76 (0.06)
(Ore, I, A)	2.80 (0.00)	1.04 (0.41)	1.28 (0.23)
(Othermin, I, A)	3.05 (0.00)	2.09 (0.02)	0.96 (0.48)
Non-durable			
(Food, I, A)	3.09 (0.00)	2.24 (0.01)	0.91 (0.52)
(Chemicals, I, A)	2.92 (0.00)	2.26 (0.01)	0.54 (0.89)
(Textiles, I, A)	3.00 (0.00)	0.85 (0.60)	3.16 (0.00)
(Paper, I, A)	2.66 (0.00)	2.09 (0.02)	0.95 (0.50)
Durable			
(Glass, I, A)	5.60 (0.00)	0.65 (0.80)	1.82 (0.04)
(Wood, I, A)	5.19 (0.00)	0.66 (0.79)	0.96 (0.49)
(Basmetal, I, A)	5.77 (0.00)	0.37 (0.97)	1.06 (0.40)
(Fabmetal, I, A)	5.44 (0.00)	1.77 (0.05)	0.74 (0.71)
(Otherman, I, A)	5.07 (0.00)	0.51 (0.91)	0.90 (0.55)

<sup>a</sup>i와 A는 산업생산과 총생산을 각각 나타낸다.

<sup>b</sup>숫자는 F-의 통계량의 값일, 괄호 안의 숫자는 유의수준을 각각 나타낸다.

모든 부문생산의 변동이 자기의 과거영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 비내구재생산산업에 속한 모든 부문생산의 변동은 총생산변동에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 반면에, 총생산변

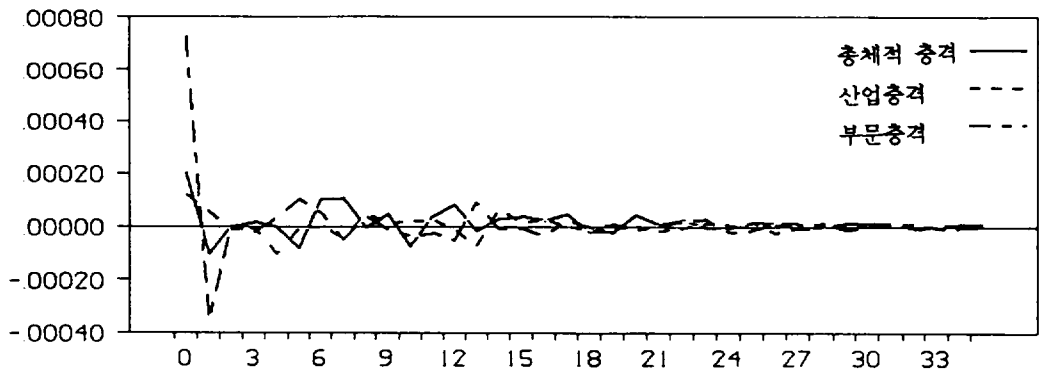
동은 광업 및 일부 내구재생산산업에 속한 부문생산변동을 설명하는 원인변수가 되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 산업생산에서의 인과검정의 결과에서도 유사하게 나타났다. 내구재를 생산하는 산업의 생산변동은 총생산변동에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 가지고 내구재생산산업에 속한 부문생산들은 경제내 다른 부문들과 강한 생산관계를 가지고 있다고 해석할 수 있다. 제1차금속생산의 변동은 자기 과거의 영향을 받지 않으나 산업생산변동에는 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 총생산에서의 인과검정의 결과를 보면, 석탄광업, 섬유, 의복 및 가죽 그리고 비금속광물제품이 총생산변동에 영향을 주는 것으로 나타났고 특히 광업산업에 속한 부문생산이 총생산변동에 가장 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

결론적으로, 어떻게 인과검정을 하든 과거의 생산변동에 영향을 받고 내구재를 생산하는 산업의 생산변동은 총생산에 영향을 받고 광업산업은 총생산과 가장 강한 인과관계를 가지고 있다.

## V. 충격의 역할 및 중요성

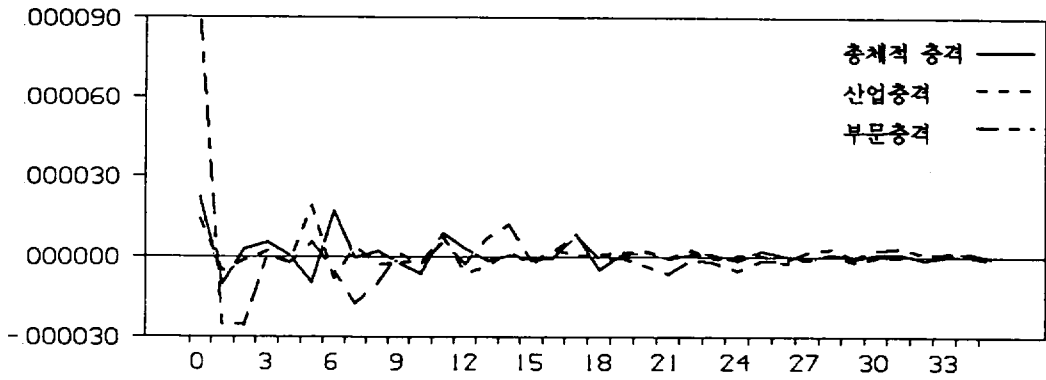
### 1. 충격의 역할

경제에 충격이 주어졌을 때 그 충격이 경제내 다른 부문으로 어떻게 파급되어 가는 지가 경기변동에 있어서 중요한 연구대상의 하나였다. 여기서는 경제에 총체적 충격, 산업충격 및 부문충격 등 3종류의 충격이 있다고 보았는데 각 충격들이 경제내 각 부문에 어떤 영향을 미치는 지를 충격반응함수(impulse responses function)을 이용하여 살펴보고자 한다. 충격반응함수란 경제에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때, 모형내의 모든 변수들이 시간이 흐름에 따라 어떻게 각 충격에 반응하는 가를 나타내 주는 것이다. <그림 3> - <그림 14>는 부문생산 증가율의 각 충격(총체적 충격, 산업충격, 부문충격)에 대한 반응을 보여 주고 있다. 부문생산 증가율에 미치는 각 충격의 영향은 2년 안에 대부분 없어진다. 총체적 충격에 대한 부문생산 증가율의 반응은 내구재를 생산하는 산업이 광업이나 비내구재를 생산하는 산업보다 상대적으로 강하다. 한편 총생산의 증가율은 석탄광업 및 섬유·의복 및 가죽의 부문충격에 상대적으로 강한 반응을 보인다.

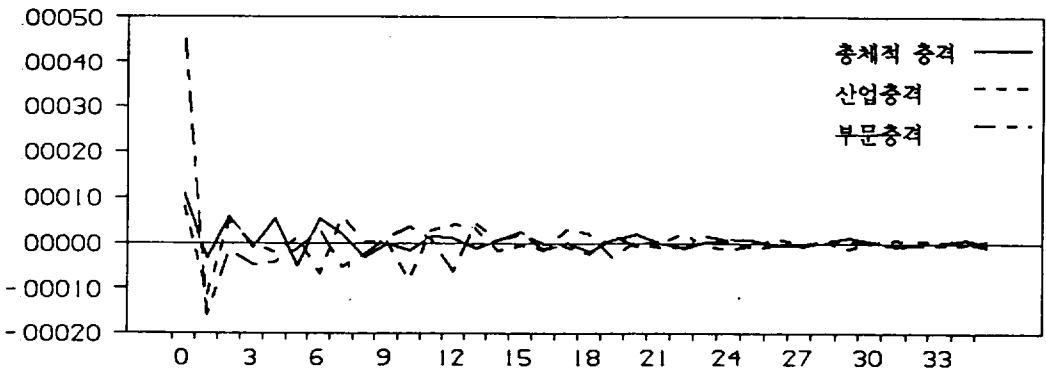


<그림 3> 석탄광업생산 증가율의 반응

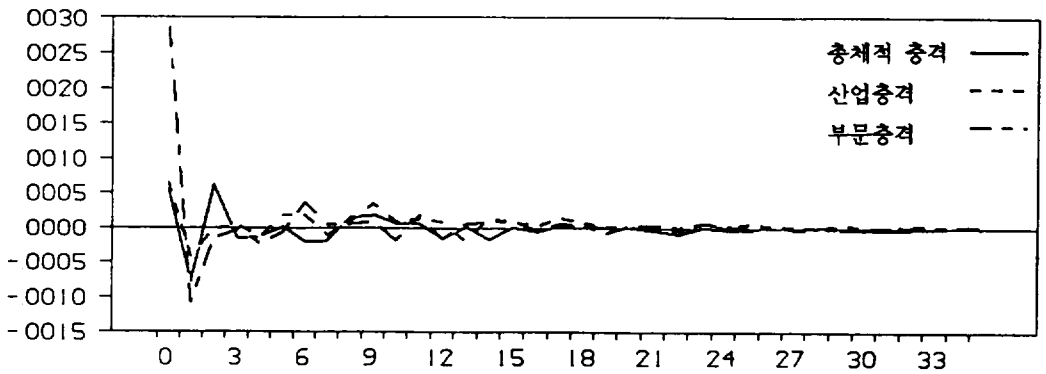
다부문 실물경기이론에 대한 실증분석



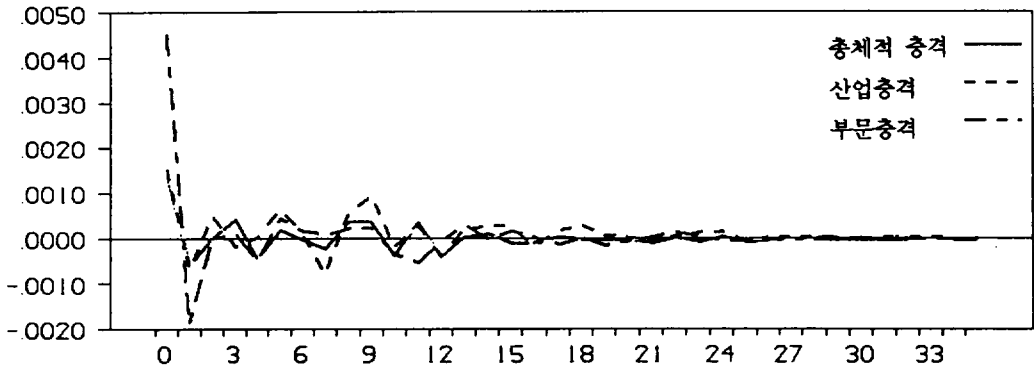
〈그림 4〉 금속광업생산 증가율의 반응



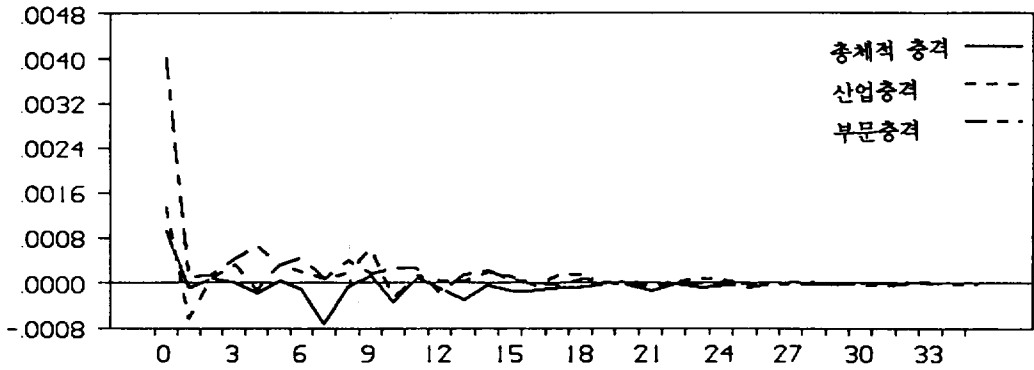
〈그림 5〉 기타광업생산 증가율의 반응



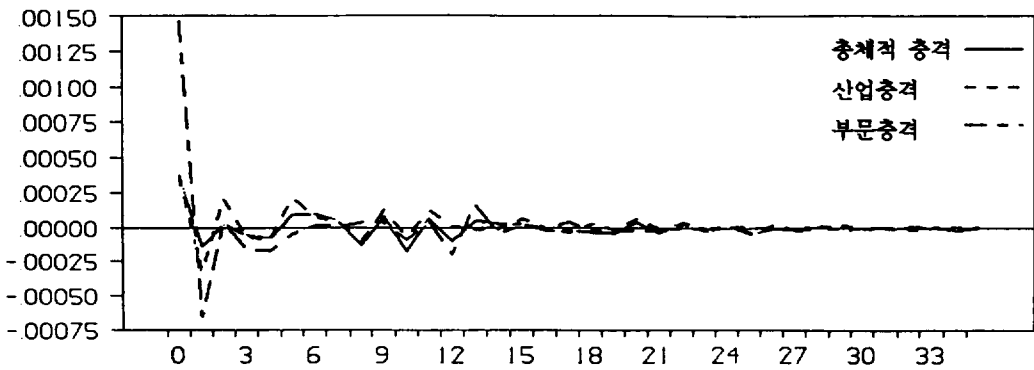
〈그림 6〉 음·식료품 및 담배생산 증가율의 반응



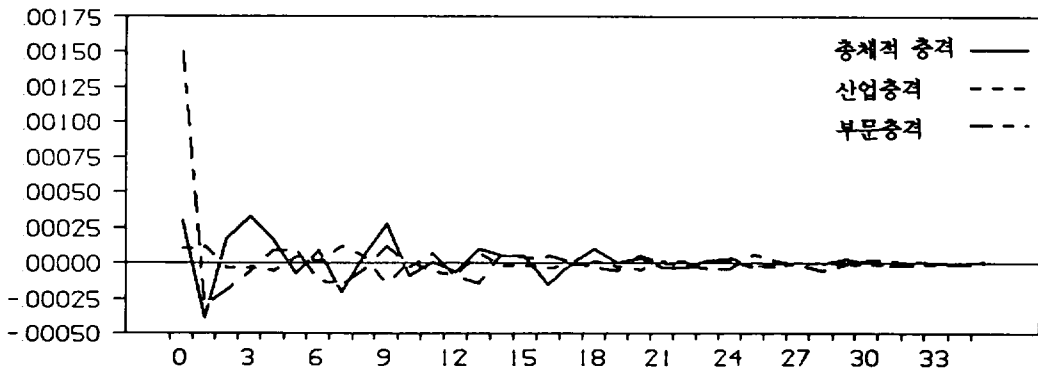
〈그림 7〉 화합물과 석유·석탄·고무 및 플라스틱 제품생산 증가율의 반응



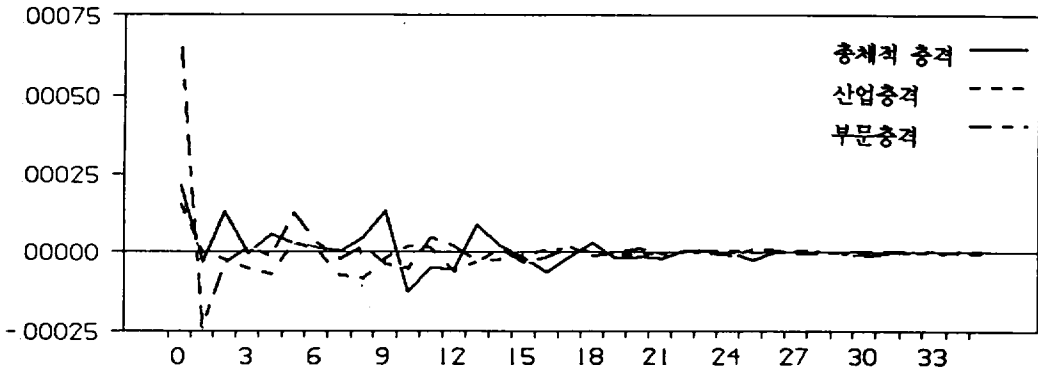
〈그림 8〉 석유·의복 및 가족생산 증가율의 반응



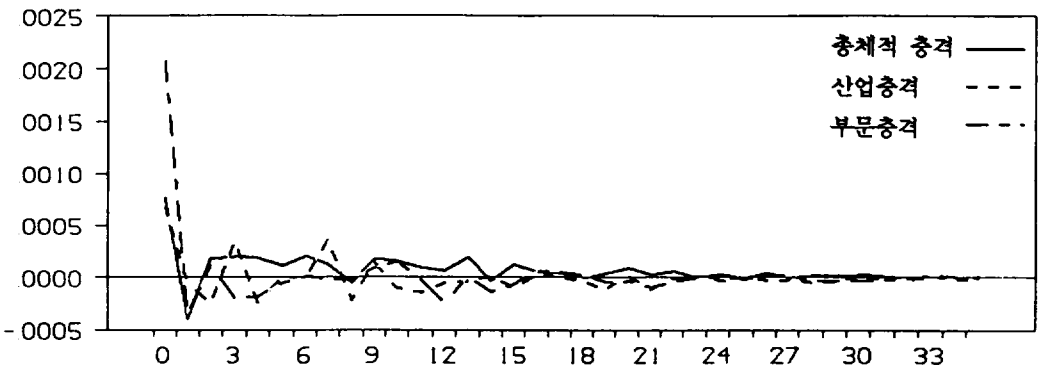
〈그림 9〉 종이·종이제품 및 인쇄출판 증가율의 반응



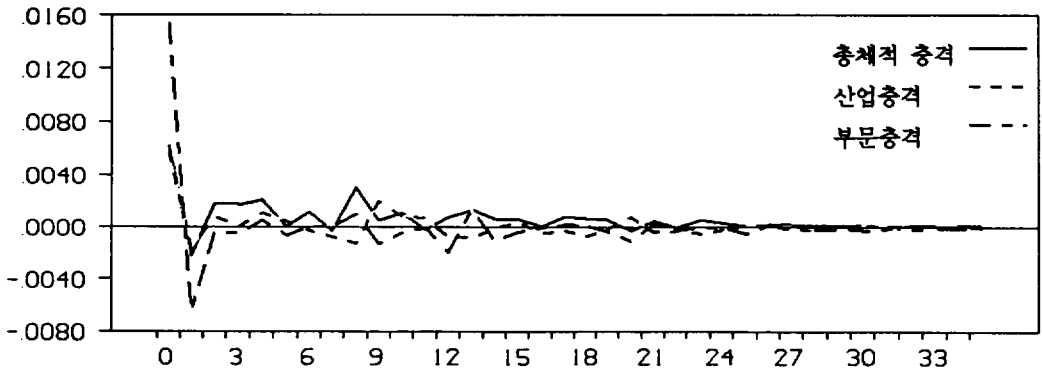
〈그림 10〉 비금속광물제품생산 증가율의 반응



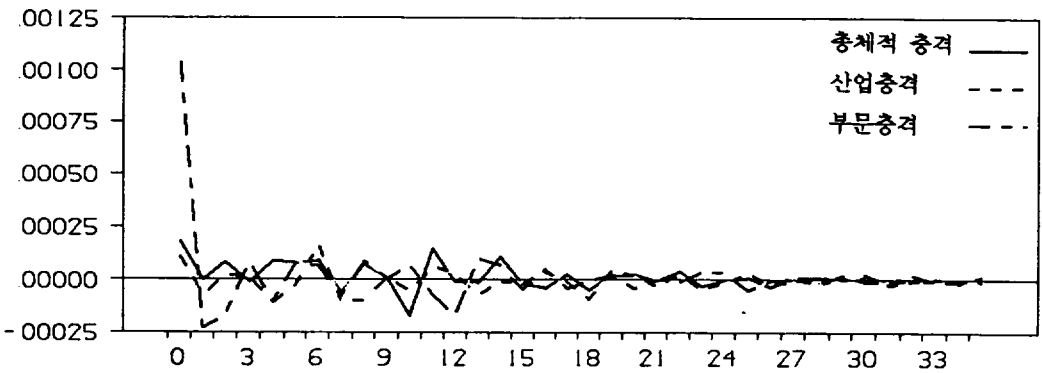
〈그림 11〉 나무 및 나무제품생산 증가율의 반응



〈그림 12〉 제1차금속생산 증가율의 반응



〈그림 13〉 조립금속제품, 기계 및 장비생산 증가율의 반응



〈그림 14〉 기타제조업생산 증가율의 반응

## 2. 충격의 중요성

예측오차의 분산분해 (forecasting error variance decompositions)란 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형내 각 충격이 설명하는 비율로 표시한 것이다.<sup>23)</sup> 따라서 예측오차의 분산분해를 이용하면 한 변수의 변화를 설명함에 있어 모형내 각 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있다. 〈표 8〉 - 〈표 9〉는 균제상태 (steady state)에서 평가한 예측오차의 분산분해를 나타내 주고 있다. 부문생산 수준에서 보면 3종류의 충격 모두 부문생산의 변동을 설명하지만 그 중에서도 부문충격이 부문생산의 변동을 설명하는 가장 중요한 충격이다. 총체적 충격은 부문생산변동의 8% 내지 19%를 설명하고 있는데 광업 및 비내구재생산 제조업에 속한 부문생산 보다는 내구재생산 제조업에 속한 부문생산의 변동을 상대적으로 더 많이 설명하고 있다. 산업충격은 부문생산변동의 3% 내지 17%를 설명하고 있다. 모든 부문에 있어 부문충격이 부문생산변동의 2/3 이상을 설명하고 있다. 한편 총생산 수준에서 보면 산업충격은 총생산변동의 2% 내지 9%를 설명하고 부문충

23) Sims (1980)는 이를 충격계산 (innovation accounting)이라 하였다.

〈표 8〉 부문생산 수준에서의 예측오차의 분산분해 (1970년 1월 ~ 1992년 12월)

Industry	Sector	각 충격에 의해 설명된 비율 (%)		
		Aggregate	Industry	Sector
<b>Mining</b>				
	Coal	12.78	5.42	81.80
	Ore	10.58	6.98	82.43
	Othermin	9.10	13.65	77.25
<b>Non-durable</b>				
	Food	12.67	8.09	79.24
	Chemicals	10.33	17.07	72.60
	Textiles	7.51	13.66	78.82
	Paper	7.53	12.13	80.34
<b>Durable</b>				
	Glass	18.99	2.96	78.04
	Wood	18.13	7.44	74.43
	Basmetal	16.26	14.82	68.93
	Fabmetal	17.55	11.77	70.67
	Otherman	9.62	7.02	83.36

〈표 9〉 총생산 수준에서의 예측오차의 분산분해 (1970년 1월 ~ 1992년 12월)

System	각 충격에 의해 설명된 비율 (%)		
	Aggregate	Industry	Sector
<b>Mining</b>			
(Coal, I, A)	86.86	3.67	6.48
(Ore, I, A)	88.39	5.30	6.31
(Othermin, I, A)	88.58	7.51	3.91
<b>Non-durable</b>			
(Food, I, A)	88.33	8.41	3.26
(Chemicals, I, A)	89.24	9.10	1.65
(Textiles, I, A)	86.01	3.62	10.37
(Paper, I, A)	87.02	7.55	5.43
<b>Durable</b>			
(Glass, I, A)	91.44	1.82	6.74
(Wood, I, A)	94.57	2.00	3.43
(Basmetal, I, A)	94.94	1.65	3.41
(Fabmetal, I, A)	91.73	5.42	2.85
(Otherman, I, A)	93.00	1.84	5.16

격은 총생산변동의 2% 내지 10%를 설명하고 있다. 광업에 있어서의 부문충격이 제조업에 있어서의 부문충격보다 총생산변동을 상대적으로 더 많이 설명하고 있다. 이러한 결론은 미국의 제조업을 14개로 구분한 후 일반균형모형(general equilibrium model)을 이용하여 총체적 충격과 부문충격의 상대적 중요도를 측정한 Norrbin and Schlagenhauf(1991)의 결과와 비슷하다. 미국의

경우 부문충격은 총생산변동의 4% 내지 13%를 설명하고 총체적 충격은 부문생산변동의 0.1% 내지 34%를 설명하고 있다.

## VI. 결 론

본 연구의 목적은 부문생산(sectoral output) 수준에서의 경기변동을 유발시키는 총체적 충격과 부문충격의 역할을 실증적으로 찾는 데 있다. 먼저 실증분석에 이용될 VAR모형의 이론적인 근거를 Long and Plosser의 다부문 실물경기이론에서 찾고 1970년 1월부터 1992년 12월까지 한국의 산업별 생산지수 시계열 자료를 이용해 3변수 VAR모형을 각각 추정하였다. VAR분석에서 많이 쓰이는 인과관계 검정의 결과 내구재를 생산하는 산업의 생산변동이 총생산에 영향을 가장 많이 받고 광업산업이 총생산에 가장 영향을 많이 주는 것으로 밝혀졌다. 또한 부문생산의 변동을 설명함에 있어 총체적 충격과 부문충격의 상대적 중요도를 측정해 보았는데 부문충격이 상대적으로 더 중요한 것으로 나타났다. 다시 말해서 총체적 충격은 부문생산을 설명하는 유의적인 설명변수가 되나 부문생산변동의 8% 내지 19%를 설명하고 있어 상당히 제한적이다. 이러한 결과는 부문충격의 중요성을 강조한 Long and Plosser의 다부문 실물경기이론(multi-sector real business cycle theory)을 한국의 경우 실증적으로 뒷받침해 준다고 볼 수 있다.

한편 앞으로의 연구과제로서는 3부문으로 된 모형을 좀 더 세분화하여 살펴 볼 필요가 있으며 또한 총체적 충격이 과연 무엇인지를 밝혀내는 것이라고 할 수 있다. 여기서는 실물경기이론이므로 부문충격은 부문의 생산성 충격이라고 볼 수 있으나 총체적 충격은 총수요(화폐적 충격 또는 수요충격)와 총공급(oil 충격 또는 생산성충격) 측면에서 각각 발생할 수 있는데 부문생산 변동을 제한적이거나 설명하고 있는 총체적 충격의 원인이 수요측과 공급측 중 어디에서 온 것이냐를 밝히는 것이 중요하다. 이것이 밝혀지면 그에 따라 여러가지 경제정책이 달라질 수 있기 때문이다. 마지막으로 이상의 모형을 개방화시켜 다른 나라에서 발생한 충격들이 국내 산업에 미치는 영향도 포함시켜 살펴 볼 수 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 유진방, "실물적 경기이론으로 본 우리나라의 경기순환", 「금융경제연구」 제14호, 한국은행, (1990년 8월).
- 조하현, "Error Decomposition Method As an Alternative to Cholesky Decomposition", 「산업과 경영」, 연세대학교 산업경영연구소, (1990년 6월), pp.199-201.
- 조하현·박동순, "우리나라 경기변동의 공통요인에 관한 연구 - 동행성 경제제열에 관한 분석 -", 「금융경제연구」 제21호, 한국은행, (1991년 1월).
- Blanchard, O. J. & D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply



- Disturbances", *American Economic Review* 79(1989), pp. 635-673.
- Dellas, H., "A Real Model of the World Business", *Journal of International Money and Finances* 5(1986), pp. 381-394.
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* 74(1979), pp. 427-431.
- Engle, R. F. & C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55(1987), pp. 251-276.
- Engle, R. F. & B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in Cointegration Systems", *Journal of Econometrics* 35(1987), pp. 143-159.
- Frisch, R., Propagation Problems and Impulse Problems in Dynamic Economics. pp. 171-205 in *Economic Essays in Honour of Gustav Cassel*, (Allen and Unwin), 1933.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, (John Wiley and sons), 1976.
- Granger, C. W. J., "Investing Causal Realties by Econometric Models and Cross-Spectral Models", *Econometrica* 37(1969), pp. 424-438.
- Granger, C. W. J. & W. K. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2(1974), pp. 111-120.
- Kydland, F. E. & E. C. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica* 50(1982), pp. 1345-1370.
- Long, J. B. & C. I. Plosser, "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy* 91(1983), pp. 39-69.
- Long, J. B. & C. I. Plosser, "Sectoral vs. Aggregate Shocks in The Business Cycle", *American Economic Review Papers and Proceedings* 77(1987), pp. 333-336.
- Lucas, R. E., Jr., "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Political Economy* 83(1972), pp. 1113-1144.
- Norrbin, S. C. & D. E. Schlagenhauf, "The Importance of Sectoral and Aggregate Shocks in Business Cycles", *Economic Inquiry* 24(1991), pp. 317-335.
- Phillips, P. C. B. & P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75(1988), pp. 335-346.
- Sargent, T. J., *Dynamic Macroeconomic Theory*, (Harvard University Press), 1987.
- Shapiro, M. D. & M. W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual* 3(1988), pp. 111-148.
- Sims, C. A., "Money, Income and Causality", *American Economic Review* 62(1972). pp. 540-552.
- Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48(1980), pp. 1-48.

Summary

Empirical Study on the Multi-Sector Real Business  
Cycle Theory : Using Korean Data from 1970 to 1992.

*Gi-Choon Kang\**

The purpose of this study is to empirically examine whether the multi-sector real business cycle theory, developed by Long and Plosser(1983), can explain the output fluctuations in Korean economy. In doing so, we are examining the relative importance of aggregate and sectoral shocks in explaining sectoral output fluctuations using 12 industrial production indexes from 1970 to 1992.

After testing the existence of a unit root and cointegration relation, the sector-by-sector trivariate VAR model is estimated. Granger causality tests show that sectoral and industry output in durable manufacturing industry is affected by aggregate output while mining industry has the strongest causal link to aggregate output. Three types of shocks are assumed to exist : aggregate, industry-specific and sector-specific shocks. The aggregate shock explains 8 to 19 percent of the variations in sectoral output. In other word, the aggregate shock plays some role in explaining sectoral output fluctuations but has a limited explanatory power. In sum, all three shocks play an role in sectoral output fluctuations but the dominant influence comes from the sector-specific shocks. This finding is consistent with the "weak" version of the multi-sector real business cycle theory that sectoral shocks play a very important role in sectoral output fluctuations.